

MOVILIDAD DE INGRESOS Y DESIGUALDAD EN ARGENTINA EN LOS 2000

Martín Trombetta*

UNGS – UBA

RESUMEN

La contribución de este trabajo consiste en un análisis general de las tendencias más relevantes en la movilidad absoluta de ingresos laborales para el período 2003-2013, tanto a nivel individual como del hogar. Analizamos la evolución de la variabilidad de ingresos y realizamos una comparación con la observada para los noventa en otros trabajos. A su vez, ensayamos una descomposición de esta movilidad en un componente que captura la dinámica ocupacional y otro que representa la dinámica salarial. Adicionalmente, caracterizamos mediante regresiones los principales factores demográficos asociados a la movilidad. Finalmente, investigamos la existencia de convergencia en este proceso.

Palabras clave: Movilidad, Inestabilidad, Ingresos, Desigualdad

ABSTRACT

The contribution of this paper consists of a general analysis of relevant tendencies in absolute labor income mobility in 2003-2013, both at the individual and household level. We analyze the evolution of income variability and we perform a comparison with that observed for the 90s in other works. We also perform a decomposition of such mobility in a component that captures occupational dynamics and another one that represents wage dynamics. Furthermore, we characterize the main demographic factors associated to mobility through regressions. Finally, we investigate the existence of convergence.

Keywords: Mobility, Instability, Income, Inequality

* Universidad Nacional de General Sarmiento y Universidad de Buenos Aires.

Código JEL: D31, J60, O15

I. Introducción

La dinámica de ingresos personales y familiares ha concitado la atención de una parte considerable de la literatura en los últimos años. El uso de información de tipo dinámico permite captar diversos aspectos del fenómeno que permanecen ocultos en un análisis de corte transversal. Su principal desventaja es que requiere el uso de datos longitudinales. Dado que la mayoría de los países en vías de desarrollo no cuenta con encuestas de este tipo, el análisis se ha centrado hasta ahora, principalmente, en datos provenientes de países desarrollados.

En Argentina, el esquema rotatorio de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) puede ser aprovechado para construir paneles de cuatro observaciones, a partir de los cuales es posible desarrollar un análisis de la dinámica ocupacional y de ingresos, entre otras. Este enfoque ya ha sido explorado en la literatura, principalmente gracias a los aportes de Beccaria y Groisman (2006), centrados en la década de los noventa. En este trabajo, nos proponemos extender este análisis a la década de los 2000 y evaluar continuidades y rupturas en las tendencias que estos autores encuentran en la década anterior.

El objetivo principal de este trabajo es caracterizar la dinámica de ingresos personales y familiares para el período 2003-2013 en nuestro país, esto es, cuantificar la magnitud de los cambios en los ingresos mediante diversos indicadores de uso habitual en la literatura especializada. En segundo lugar, apuntamos a identificar los factores asociados a esta movilidad de ingresos a nivel demográfico: sexo, edad, nivel educativo, composición del hogar y procedencia geográfica. En tercer lugar, buscamos comprender el vínculo entre la dinámica de ingresos y la dinámica ocupacional. Finalmente, proponemos algunas hipótesis sobre la relación entre movilidad absoluta y movilidad de orden para el período analizado en nuestro país.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: la segunda sección releva brevemente el estado del arte; la tercera, describe la fuente de información empleada; la cuarta, contrasta el contexto macroeconómico de los 2000 con el de los noventa; la quinta, presenta los resultados correspondientes al análisis descriptivo de la movilidad de ingresos y su descomposición en dinámica salarial y ocupacional y, además, presenta los resul-

tados del análisis de regresión que apunta a cuantificar la influencia de diversos factores demográficos. La sexta sección aporta evidencia a favor de la existencia de convergencia en la movilidad de ingresos y, finalmente, la séptima sección ofrece algunas conclusiones.

II. Antecedentes

La Panel Study of Income Dynamics (PSID), realizada en Estados Unidos por la Universidad de Michigan, es la primera encuesta longitudinal que dio origen a bases de datos de tipo panel con información sobre evolución de los ingresos personales y familiares a lo largo de una ventana temporal considerable. Esta disponibilidad de datos permitió el desarrollo de una rama de la literatura centrada en el análisis de la movilidad de ingresos, esto es, los cambios que los ingresos individuales y familiares sufren a lo largo del tiempo, su magnitud y relación con otras variables económicas y demográficas.

Buena parte de la literatura coincide en atribuirle a la movilidad de ingresos un valor positivo en la medida en que un elevado nivel de movilidad de ingresos es considerado característico de una sociedad donde las desigualdades iniciales tienen un peso pequeño sobre el flujo de ingresos que los individuos reciben a lo largo de su vida. En cambio, una sociedad con poca movilidad de ingresos sería aquella donde las desigualdades iniciales (en particular, las que son producto de la transmisión intergeneracional de desigualdades o trampas de pobreza) tienen un peso decisivo en las vidas de los individuos.

Alternativamente, Benabou y Ok (2001) proponen un marco de análisis donde la movilidad es entendida como una transformación de los ingresos similar a la que se operaría como consecuencia de una política fiscal. Desde esa perspectiva, los autores sugieren que la valoración de la movilidad debe considerarse en términos de progresividad, es decir, la movilidad debe ser juzgada positiva en la medida en que conduzca a una redistribución progresiva de los ingresos, donde los individuos que parten de niveles de ingreso bajos tengan mayor probabilidad de acceder a ingresos más altos y viceversa.

En suma, la movilidad es vista como un proceso de reducción inter-

temporal de las desigualdades, una idea que fue inicialmente formalizada por Shorrocks (1978). Corresponde notar que algunos autores, como Gottschalk y Spolaore (2002), destacan la necesidad de evaluar el costo social asociado a la movilidad, en tanto esta implica una cierta inestabilidad en el flujo de ingresos que los agentes reciben a lo largo de sus vidas, que reduce su bienestar toda vez que recurramos al supuesto tradicional de aversión al riesgo. Este costo social debería ser entonces comparado con el beneficio social de la reducción intertemporal de las desigualdades que la movilidad permite.

No existe actualmente consenso sobre una definición de movilidad y, como consecuencia, no existe una forma unívoca de cuantificarla. Fields y Ok (1999) proveen una excelente revisión de la literatura sobre medidas de movilidad en términos teóricos (en general, cada una está asociada a un concepto diferente de movilidad), mientras que Jantti y Jenkins (2013) relevan la batería de herramientas empíricas disponibles para mensurar y cuantificar diversos aspectos de este fenómeno. Un adecuado resumen de ambas revisiones puede consultarse en Fields (2005).

En el caso de Argentina, tomamos como punto de partida el trabajo de Beccaria y Groisman (2006), que realiza un análisis de la movilidad de ingresos a lo largo de la década de los noventa. Por otra parte, cabe señalar que algunos autores han emprendido un camino similar utilizando pseudo-paneles, principalmente Cuesta, Ñopo y Pizzolitto (2011) y Navarro (2010). Si bien las conclusiones provistas por estos trabajos son de gran valor, preferimos aquí evitar este enfoque metodológico ya que requiere la formulación de supuestos muy estrictos. En particular, los pseudo-paneles suelen asumir que los individuos nacidos en el mismo año forman una cohorte suficientemente homogénea a su interior como para que un conjunto de observaciones de distintos individuos pertenecientes a esa cohorte en distintos momentos del tiempo puedan ser interpretadas como un panel. A pesar de las ventajas de esta metodología (por ejemplo el hecho de que reduce considerablemente el impacto del error de medición), la validez de un supuesto tan fuerte siempre resulta discutible. El trabajo con paneles, esperamos, puede conducir a conclusiones igualmente valiosas sin necesidad de apelar a hipótesis de este tipo.

III. Fuentes de información

En Argentina, la EPH es realizada de manera continua por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) desde 2003 en adelante;¹ las bases de datos correspondientes son publicadas con frecuencia trimestral. Si bien no se trata de una encuesta longitudinal en términos estrictos, su esquema rotatorio puede ser aprovechado para construir paneles. Esta rotación es de tipo 2-2-2: un hogar es entrevistado en dos trimestres consecutivos, luego es retirado del relevamiento durante dos trimestres consecutivos y finalmente es visitado nuevamente en dos trimestres consecutivos, para luego ser retirado definitivamente. En consecuencia, cada hogar seleccionado en la muestra de la EPH es entrevistado hasta cuatro veces a lo largo de una ventana temporal de 18 meses, lo que permite la construcción de bases de datos de tipo panel para llevar adelante un análisis dinámico.

Si bien la *attrition* afecta la disponibilidad de datos, como típicamente ocurre en paneles, es interesante notar que la EPH no sufre este problema en demasía: para más de 70% de la muestra total 2003-2013 los individuos son efectivamente relevados en cuatro ocasiones, de modo que optamos por ignorar en esta presentación los problemas relacionados con el sesgo por truncamiento y las correspondientes correcciones que habitualmente se aplican.

De este modo, construimos 36 paneles de cuatro ondas que abarcan toda la información disponible entre el tercer trimestre de 2003 (primer relevamiento de la EPH continua) y el cuarto trimestre de 2013 (última base disponible al momento de la realización de este trabajo). Luego, agrupamos esos paneles en una sola estructura, lo que en la literatura se conoce como un *pool* de paneles. La variable de interés es el ingreso laboral total individual, que es deflactado utilizando un índice de precios construido a partir de las series provistas por diversos institutos de estadísticas provinciales que se han mantenido a salvo de la intervención política que la mayoría sufrió a partir de 2007. Por otra parte, cabe señalar que se eliminaron

1. Antes de 2003, contamos con la versión puntual de la EPH, cuya frecuencia y esquema rotatorio eran diferentes. No recurriremos aquí a esas bases de datos de manera directa aunque sí compararemos nuestros resultados con los de trabajos anteriores que las utilizaron.

las observaciones que presentaban inconsistencias temporales en género, edad o nivel educativo.

Adicionalmente, agregamos el ingreso laboral individual a nivel de hogares para analizar la movilidad a nivel de hogares y no solo de individuos, lo que permite enriquecer las conclusiones. Al igual que buena parte de la literatura, excluimos del análisis al ingreso de origen no laboral ya que su importancia en el ingreso total de los hogares suele ser menor. Por otro lado, al limitar el análisis al ingreso de origen laboral podremos establecer un vínculo directo entre la dinámica de ingresos y la dinámica ocupacional.

IV. El contexto macroeconómico

El período 2003-2013 se caracteriza por una notable mejora en los indicadores del mercado de trabajo argentino, que pueden ser interpretados como consecuencia de un cambio de régimen macroeconómico a raíz de la salida de la Convertibilidad a fines de 2001. Repasar algunas de las diferencias centrales en la *performance* macroeconómica argentina en cada década puede ser útil para comprender la evolución de la movilidad de ingresos y sus determinantes.²

La década de los noventa estuvo caracterizada por lo que habitualmente se conoce como el régimen de la Convertibilidad. Si bien la Ley de Convertibilidad (que rigió en nuestro país entre 1991 y 2001) se limitaba a fijar el tipo de cambio en paridad a la divisa estadounidense, en la práctica expresaba un conjunto más general de políticas enmarcadas en el Consenso de Washington: apertura comercial, desregulación financiera y una intervención reducida del sector público en la mayor parte de los mercados. En lo que respecta al mercado de trabajo, la política más relevante fue la Ley de Flexibilización Laboral de 1995, que redujo el alcance de las negociaciones colectivas y permitió extender los períodos de prueba, así como diversas formas de contratación de bajo costo para los empleadores.

Si bien el PBI creció a tasas muy altas entre 1991-1994 y 1996-1998, estos

2. Seguimos aquí el análisis de Damill, Frenkel y Maurizio (2003) para la década de los 90 y el de Damill, Frenkel y Rapetti (2015) para la década del 2000. Adicionalmente, se puede consultar Heymann (2001).

aumentos del producto no siempre coexistieron con caídas del desempleo; a su vez, el crecimiento del desempleo se aceleró en la recesión de 1994 y, luego de una breve caída en 1996, retomó un alto ritmo de crecimiento en la recesión de 1998-2002, alcanzando su máximo histórico de 21,5% en mayo de 2002.

A partir de 2003, la economía argentina comenzó nuevamente un proceso de crecimiento, a tasas muy altas en 2003-2007 y algo más bajas en 2008-2013. La posconvertibilidad se caracteriza por una mayor intervención pública en algunos mercados, así como por políticas fiscales y monetarias de corte expansivo. Este contexto macroeconómico favorable se vio potenciado por la aplicación de diversas políticas orientadas específicamente al mercado de trabajo, entre las que sobresalen el salario mínimo, las negociaciones colectivas anuales y diversos esquemas de incentivos a la formalización laboral. El efecto sobre el mercado de trabajo fue inicialmente muy fuerte: el desempleo se redujo a un ritmo muy acelerado en 2003-2006, hasta alcanzar niveles por debajo de 10%, donde se mantuvo hasta el final del período analizado. De un nivel de desempleo promedio de 16% en los noventa, la década siguiente pasó a una media de 9.3%; al mismo tiempo, la tasa de empleo media aumentó de 35,4% a 42%.

La recuperación del mercado de trabajo a lo largo de los 2000 no solo se manifiesta en el aumento del empleo sino también en mejoras en las remuneraciones: el salario real promedio creció un 42,8% entre 2003 y 2013. Por otro lado, en 2009 se implementó de la Asignación Universal por Hijo (AUH), el mayor programa de transferencias condicionales de ingreso a los hogares de toda América Latina. Al aumentar el ingreso no laboral de los hogares de menores ingresos, la AUH factiblemente elevó el salario de reserva de los trabajadores pertenecientes a dichos hogares, lo que puede haber contribuido favorablemente a su inserción en puestos mejor remunerados. De conjunto, observamos un proceso de mejora generalizada en el mercado de trabajo así como de los indicadores sociales de nuestro país.

No resulta evidente cuál debería ser el impacto esperado de este cambio de régimen macroeconómico sobre la movilidad de ingresos, ya que mientras algunos factores posiblemente conducen a mayores cambios en los ingresos laborales (salario mínimo, aumento general del nivel salarial,

caída del desempleo), otros podrían generar mayor estabilidad en las remuneraciones (particularmente las negociaciones colectivas y, posiblemente, la formalidad laboral). No se puede descartar que efectos de signos opuestos y magnitudes similares se contrarresten entre sí.

Por otra parte, la tasa de inflación también varió considerablemente entre períodos. La Convertibilidad se caracteriza por una estabilidad casi plena de precios y de salarios, mientras que en la posconvertibilidad se advierten dos momentos bien diferenciados: entre 2003-2007 la tasa de inflación anual promedio es de 9,2% (una cifra baja en relación a los valores históricos de nuestro país), mientras que en 2008-2013 esta media asciende a 22,6%, la segunda más alta del mundo.

Tanto el crecimiento económico como la inflación pueden ser considerados factores determinantes de la movilidad de ingresos, al igual que las políticas públicas aplicadas, tanto a nivel macroeconómico como aquellas específicamente dirigidas al mercado de trabajo. En la siguiente sección investigamos la evidencia empírica correspondiente y proponemos algunas hipótesis tentativas.

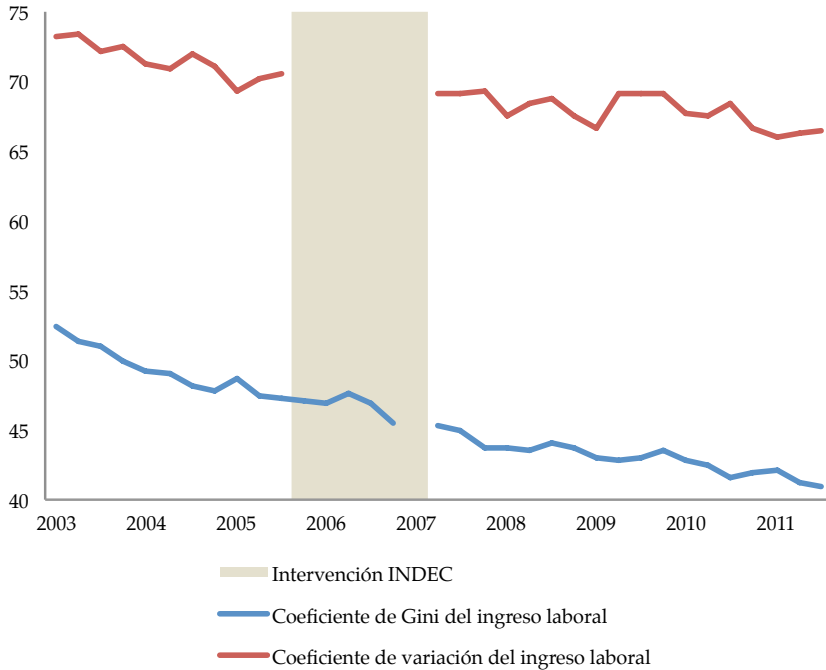
V. Movilidad de ingresos laborales en los 2000

Dado que no existe una única definición teórica de movilidad de ingresos, tampoco existe una forma unívoca de medir su tamaño o importancia. Antes bien, contamos con una extensa variedad de indicadores parciales que capturan diversos aspectos del fenómeno y resultan complementarios entre sí. En este trabajo partimos del aporte de Beccaria y Groisman (2006), que emplean como indicador de movilidad de ingresos el coeficiente de variación tradicional (CV):

$$CV_i = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (w_{it} - \bar{w}_i)^2}}{\bar{w}_i} \quad (1)$$

En nuestra notación, w_{it} es el ingreso laboral real del individuo i en el momento t y \bar{w}_i es la media calculada a lo largo de la ventana temporal de longitud T . Esta medida permite una primera aproximación a la cuantificación de la movilidad de ingresos; en el Gráfico 1 presentamos su evolución a lo largo del período considerado.

Gráfico 1. Evolución del coeficiente de variación y el coeficiente de Gini del ingreso laboral individual 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

A lo largo de la década considerada, observamos una reducción en el coeficiente de variación del ingreso laboral individual de algo más de 10 puntos porcentuales punta a punta. Esta caída podría responder al contexto macroeconómico de la posconvertibilidad, a las políticas sociales y laborales aplicadas o a una combinación de ambos. También es posible que el nivel de movilidad observado en 2003 fuera alto como consecuencia de la reciente crisis de 2001-2002 y la reducción posterior respondiera a una suerte de reversión a niveles de movilidad “típicos”.

Por un lado, el crecimiento económico es equivalente a un aumento en el ingreso promedio de los individuos, lo cual a su vez se traduce en cambios en los ingresos individuales de acuerdo a una cierta estructura distributiva. Por lo tanto, es razonable pensar que crecimiento a tasas altas

conduce a movilidad elevada. Por otro lado, una tasa de inflación elevada generalmente implica un contexto macroeconómico donde los precios relativos son inestables; en esas circunstancias, es factible que el ingreso real de algunos agentes (aquellos que anticipan correctamente la inflación o bien tienen mayor poder de negociación) aumente mientras que el de otros (aquellos que subestiman la inflación futura o bien tienen menor poder de negociación) disminuya debido a cambios en los precios absolutos. Nuevamente esto se traduciría en mayor movilidad de ingresos, combinando aumentos y caídas.

La baja inflación que caracterizó al período 2003-2007 podría explicar la reducción en el CV, aunque es llamativo que esta convive con altas tasas de crecimiento económico. A su vez, esta reducción continúa en el período 2008-2012, cuando la inflación aumentó considerablemente. La relativa insensibilidad del CV a los cambios en el contexto macroeconómico favorece la hipótesis de que fueron las políticas sociales implementadas las que rigieron su comportamiento o, alternativamente, que este se “normalizó” luego de atravesar un pico circunstancial en 2002.

Corresponde notar la ausencia de información para el tercer trimestre de 2007, cuando el relevamiento no se realizó de manera completa debido a conflictos gremiales originados por la intervención política del INDEC. Hasta la fecha, la base con información parcial no ha sido publicada por el organismo, de modo que no es posible computar el dato correspondiente al trimestre en cuestión. Adicionalmente, puesto que cada base trimestral es utilizada varias veces en esta metodología (ya que los individuos que participan de un relevamiento individual formarán parte de diversos paneles), es dable pensar que varios de los paneles 2006-2007 estarán viciados por la falta de una observación. Por este motivo, es que hemos excluido dichos paneles de la serie de CV presentada en el gráfico.

En el Gráfico 1 incluimos también la serie de coeficiente de Gini del ingreso laboral individual. Esta medida tradicional de desigualdad en la distribución también presenta una caída monótona a lo largo de la ventana temporal elegida, aunque de más del doble de magnitud (21,9%). Esta presentación se debe a un interrogante habitual en esta literatura: la existencia o no de relación entre movilidad de ingresos y equidad distributiva.

Si bien la correlación que exhiben las series no es suficiente para aventurar hipótesis de causalidad, la consideramos una evidencia interesante a favor de la existencia de una relación entre estos dos aspectos de la estructura distributiva de nuestro país.

Resulta de interés separar dos aspectos de la movilidad de ingresos: por un lado, la dinámica ocupacional, es decir, los cambios de los ingresos que ocurren como consecuencia de la entrada o salida del mercado de trabajo; en segundo lugar, la dinámica de las remuneraciones, esto es, los cambios en el salario real que recibe un trabajador en un determinado puesto de trabajo. Para satisfacer este objetivo, Beccaria y Groisman (2006) proponen dos variantes del CV:

$$\begin{aligned}
 CV_i^{AO} &= \frac{\sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^{T^*} (w_{it}^* - \bar{w}_i^*)^2}}{\bar{w}_i^*} \quad \text{donde} \quad w_{it}^* = w_{it} \text{ solo si } w_{it} > 0 \\
 CV_i^{AR} &= \frac{\sqrt{\frac{1}{T^{**}} \sum_{t=1}^{T^{**}} (w_{it}^{**} - \bar{w}_i^{**})^2}}{\bar{w}_i^{**}} \quad \text{donde} \quad w_{it}^{**} = \begin{cases} w_i^1 & \text{si } w_{it} > 0 \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{2}$$

El coeficiente de variación aislado de cambios ocupacionales (CVAO) elimina aquellas observaciones donde el ingreso laboral es nulo (lo que denota que el individuo no está ocupado), con el fin de capturar la movilidad originada estrictamente por cambios en el salario real. Por el contrario, el coeficiente de variación aislado de cambios en las remuneraciones (CVAR) reemplaza todas las observaciones no nulas por , la primera observación distinta de cero, en aras de capturar la movilidad originada estrictamente por entradas y salidas del mercado de trabajo. Si bien esta descomposición no es aditiva (el trabajo con cocientes desvío/media impide aplicar resultados que típicamente rigen en el análisis de la varianza), veremos que la suma del CVAO y el CVAR en general no difiere considerablemente del CV.

Cuadro 1. Media del CV, CVAO y CVAR del ingreso individual

	1987-1991	1991-1994	1995-1998	1998-2001	2003-2013 (GBA)	2003-2013 (TP)
CV	56,2	55,8	56,5	57,8	70,4	69,1
CV AO	28,0	21,1	19,4	19,0	30,4	30,0
CV AR	32,6	38,9	42,1	43,9	52,5	54,5

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, Beccaria y Groisman (2006)

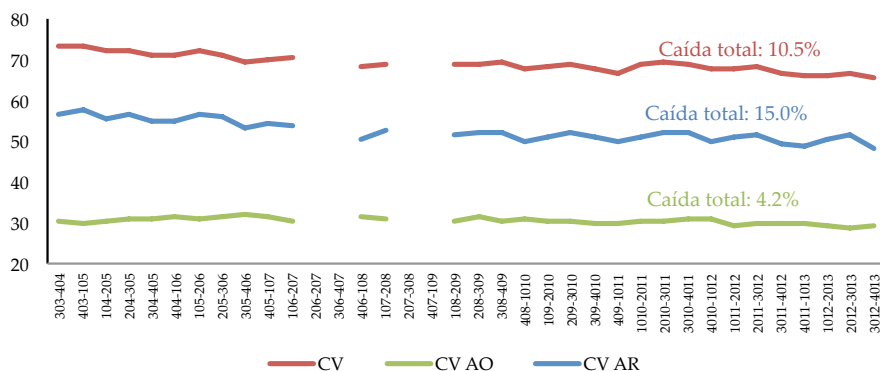
El Cuadro 1 compara las medias de los coeficientes de variación calculados para la muestra 2003-2013 con los reportados por Beccaria y Groisman (2006) para diversos subperíodos de la ventana temporal comprendida entre 1987 y 2001. Los datos están expresados en puntos porcentuales. Cabe señalar que el trabajo citado restringe la muestra a Gran Buenos Aires (GBA), dado que la cantidad de aglomerados urbanos relevados en la EPH cambió a lo largo de la década de los 90. Nosotros no tenemos necesidad de aplicar una restricción de este tipo, habida cuenta de que la muestra de la EPH ha mantenido su cobertura de 31 aglomerados urbanos desde 2003 hasta la fecha. Sin embargo, en aras de preservar la comparabilidad de los guarismos, presentamos nuestros cálculos realizados para el total del país (TP) y también para GBA, con el fin de establecer que no existen diferencias de peso, lo que avala la comparabilidad general.

Encontramos que el CV se mantuvo aproximadamente constante en los noventa, en torno a 56, pero trepó a una media de 69 en la década siguiente. En otras palabras, encontramos evidencia de mayor movilidad de ingresos en la posconvertibilidad que en años anteriores. Por su parte, la descomposición de la dinámica ofrece una caracterización más fina de este cambio. Tanto el CVAO como el CVAR aumentaron respecto a sus valores medios de la década de los 90, lo que indica que tanto la movilidad de origen ocupacional como la de origen salarial crecieron en magnitud. Sin embargo, el aumento observado en el CVAO (de alrededor de 20 a 30) es relativamente mayor al observado en el CVAR (de alrededor de 40 a 54,5), de modo que podemos afirmar que la dinámica salarial creció más fuertemente que la dinámica ocupacional.

Este resultado debe ser interpretado con cautela. Es posible que los

cambios salariales conduzcan a movimientos del ingreso real de magnitud diferente a los cambios ocupacionales, por lo tanto es claro que una reducción de una cierta cuantía en el CVAO no necesariamente será equivalente a una reducción de igual cuantía en el CVAR. Sin embargo, los datos presentados arrojan dos conclusiones relevantes. La primera es que el CVAR es sistemáticamente mayor al CVAO, tanto en los noventa como en los 2000, lo que indica que los movimientos de entrada y salida del mercado de trabajo tienen mayor peso explicativo en los cambios de ingresos individuales en nuestro país. La segunda es que, si bien ambas medidas registran un aumento en la posconvertibilidad, el mayor aumento relativo del CVAO señala un incremento en la dinámica salarial mayor al observado en la dinámica ocupacional, lo que factiblemente responda a algunas de las políticas laborales aplicadas en este período (posiblemente, a las negociaciones colectivas).

Gráfico 2. Evolución de los coeficientes de variación del ingreso laboral individual 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

El Gráfico 2 complementa el análisis anterior al exhibir la evolución de cada indicador a lo largo de la ventana temporal seleccionada. Como mencionamos anteriormente, el CV cae 10,5 puntos porcentuales en este lapso; vemos en el gráfico que la caída en el CVAR es algo mayor (15%), mientras que la del CVAO es apenas perceptible (4,2%). Adicionalmente, la correla-

ción entre el CV y el CVAR es elevada, mientras que no ocurre lo mismo con el CVAO, cuya variabilidad es reducida. De este modo, el mayor nivel de movilidad salarial alcanzado en la posconvertibilidad parece relativamente independiente de la evolución macroeconómica, mientras que es la evolución de la dinámica ocupacional la que explica los movimientos observados. Nuevamente esto contribuye a la idea de que el comportamiento observado en el CVAO responde a un nuevo marco de políticas públicas más que a factores cíclicos.

Este análisis realizado para los ingresos individuales puede ser reproducido tomando como unidad de observación al hogar, aunque las medidas utilizadas deben modificarse de manera apropiada. En la nueva notación, w_{ht} es el ingreso laboral real del hogar h en el momento t y \bar{w}_h es la media calculada a lo largo de la ventana temporal de longitud T . El coeficiente de variación tradicional toma entonces la siguiente forma:

$$CV_h = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (w_{ht} - \bar{w}_h)^2}}{\bar{w}_h} \quad (3)$$

Nuevamente, resulta de interés distinguir la parte de la movilidad de ingresos que es producto de entradas y salidas del mercado de trabajo de aquella que es consecuencia de cambios en las remuneraciones. Por lo tanto, procedemos a distinguir los cambios en el ingreso del hogar ocasionados por cambios en la cantidad de ocupados al interior del mismo de aquellos provenientes de cambios en las remuneraciones que los ocupados reciben.

$$CV_h^{AO} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^{T^*} (w_{ht}^* - \bar{w}_h^*)^2}}{\bar{w}_h^*} \quad \text{donde} \quad (4)$$

$$w_{ht}^* = \sum_{i \in h} w_{it}^*, w_{it}^* = \begin{cases} w_{it} & \text{si } w_{it} > 0 \\ w_i^1 w_t / w_1 & \text{si } w_{it} = 0 \end{cases}$$

$$CV_h^{AR} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T^{**}} \sum_{t=1}^{T^{**}} (w_{ht}^{**} - \bar{w}_h^{**})^2}}{\bar{w}_h^{**}} \quad \text{donde}$$

$$w_{ht}^{**} = \sum_{i \in h} w_{it}^{**}, w_{it}^{**} = \begin{cases} w_i^1 & \text{si } w_{it} > 0 \\ 0 & \text{si } w_{it} = 0 \end{cases}$$

El coeficiente de variación aislado de cambios ocupacionales (CVAO) imputa w_i^1 , el primer ingreso no nulo observado del individuo, a todas aquellas observaciones donde el individuo no está ocupado (y por ende no percibe ingreso laboral), corrigiendo este valor por la razón $w_i/w_{i'}$, la evolución del ingreso laboral real promedio entre el período inicial y el corriente. De este modo, podemos interpretarlo como una medida de la variabilidad de ingresos del hogar aislada de los cambios en la cantidad de miembros ocupados en el hogar. El coeficiente de variación aislado de cambios en las remuneraciones (CVAR) imputa w_i^1 en todos los casos en que el ingreso laboral observado es positivo y mantiene las observaciones nulas, con el fin de captar la variabilidad de ingresos del hogar aislada de cambios en los salarios reales percibidos por los sus miembros.

Cuadro 2. Media del CV, CVAO y CVAR del ingreso del hogar

	1987-1991	1991-1994	1995-1998	1998-2001	2003-2013 (GBA)	2003-2013 (TP)
CV	36,4	30,0	31,7	33,2	47,3	47,6
CV AO	31,2	24,4	25,9	25,5	43,3	44,0
CV AR	9,4	13,0	12,7	14,7	36,0	35,6

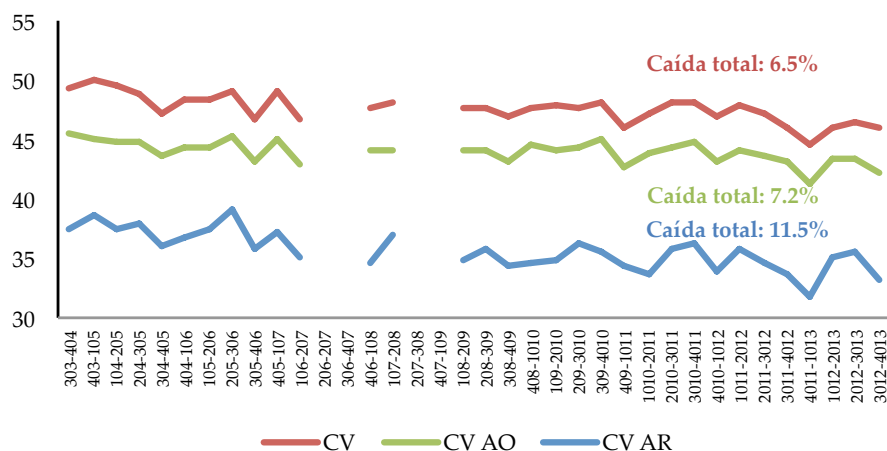
Fuente: Elaboración propia en base a EPH, Beccaria y Groisman (2006)

En el Cuadro 2 comparamos nuestros resultados con los de Beccaria y Groisman (2006). Nuevamente encontramos muy pequeñas diferencias entre TP y GBA para nuestros datos, de modo que la comparación resulta válida. Al igual que con los datos individuales, constatamos que la variabilidad de ingresos es mayor en 2003-2013 respecto de la década de los 90, con un aumento de alrededor de 15 puntos en el CV. Este aumento se corresponde con incrementos tanto del CVAO como del CVAR, como ocurre a nivel individual, aunque aquí es el CVAR el que presenta un crecimiento relativamente mayor.

Resulta claro que el nivel de variabilidad en los ingresos del hogar es

considerablemente menor al de los ingresos individuales. Este resultado es razonable, ya que los hogares cuentan con la posibilidad de modificar la asignación del tiempo de trabajo entre sus miembros frente a cambios significativos en su ingreso total. Reducciones del ingreso del hogar suelen incentivar a miembros inactivos a salir al mercado de trabajo, ajuste que no es posible a nivel individual. En consecuencia, el ingreso del hogar presenta mayor estabilidad en el tiempo que el individual.

Gráfico 3. Evolución de los coeficientes de variación del ingreso laboral de los hogares 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

El Gráfico 3 permite extender este análisis al horizonte dinámico. Nuevamente observamos una reducción en la variabilidad de los ingresos a lo largo del período analizado, aunque de solo 6.5 puntos, con caídas algo mayores en el CVAO y en el CVAR. Una novedad interesante es que aquí las tres series se comparten de manera análoga, lo que sugiere que a nivel del hogar la variabilidad de ingresos de origen salarial y la de origen ocupacional evolucionan de manera similar, lo que no ocurre a nivel individual.

VI. Factores asociados a la movilidad de ingresos

Con el fin de identificar los factores asociados a la movilidad de ingresos, podemos utilizar los coeficientes de variación presentados como variables dependientes en modelos de regresión, que a su vez es posible estimar mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios aplicados sobre el *pool* de paneles. Excluimos a los individuos menores de 25 años para evitar que la adquisición de capital humano a través de la educación genere algún efecto dinámico a lo largo de la ventana considerada. A su vez, aplicamos la corrección propuesta por White para heterocedasticidad de forma desconocida aunque cabe señalar que la significatividad de los resultados no varía respecto de la estimación convencional.

El Cuadro 3 presenta la estadística descriptiva de las variables explicativas utilizadas. Estas incluyen *dummies* de género, educativas y regionales, además de la edad del individuo y la cantidad de niños en el hogar (empleada como *proxy* de la cantidad de hijos, no relevada en la EPH). Las categorías base de las *dummies* son género masculino, educación secundaria completa y región Gran Buenos Aires, respectivamente.

En la columna referente a hogares, las medias presentadas corresponden a las características del jefe del hogar. En todos los casos, las medias de las variables presentadas se refieren al período inicial, aunque es de notar que se trata de variables que factiblemente no presentan variación en el tiempo (a excepción, trivialmente, de la edad).

La muestra posee una ligera mayoría de hombres, 55% del total, aunque cuando se trabaja con las variables a nivel de hogares, encontramos que solo 30% de los mismos tienen un jefe de sexo femenino, un hecho ampliamente reportado en nuestro país. La edad media de los individuos es de 42,68 años pero asciende a 48,85 años entre los jefes de hogar.

El 52% de los individuos ha completado estudios secundarios, guarismo que se reduce a 43% entre los jefes de hogar, lo que configura un nivel educativo alto en comparación con otros países de la región. El 13.5% de los individuos relevados pertenece a GBA, mientras que el resto de las regiones aparecen representadas en proporciones similares, a excepción de la región pampeana, que comprende una fracción algo más alta, de 30%. Por último, el promedio de niños por hogar se ubica ligeramente por encima de 1,3.

Cuadro 3. Estadística descriptiva para el pool de paneles 2003-2013

	Individuos	Hogares
Dummy mujer	0,45	0,30
Edad	42,68	48,85
Dummy educación HPI	0,08	0,12
Dummy educación PC	0,23	0,28
Dummy educación SI	0,17	0,17
Dummy educación TI	0,11	0,09
Dummy educación TC	0,18	0,14
Dummy NOA	0,22	0,21
Dummy NEA	0,12	0,12
Dummy Cuyo	0,11	0,11
Dummy Pampa	0,30	0,30
Dummy Patagonia	0,12	0,12
Cantidad niños	1,35	1,31

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

Cuadro 4. Resultados del análisis de regresión de ingresos individuales

Variable	CV	CV AO	CV AR
Dummy mujer	25.4232***	0.2870**	30.4611***
Edad	-6.2587***	-0.3918***	-7.2959***
Edad^2	0.0735***	0.0048***	0.0855***
Dummy educación HPI	19.8977***	6.2337***	18.9884***
Dummy educación PC	11.5850***	3.0950***	11.2614***
Dummy educación SI	8.2542***	2.3067***	7.8542***
Dummy educación TI	1.6805***	-0.0162	1.8836***
Dummy educación TC	-17.4197***	-1.2871***	-20.0335***
Dummy NOA	2.2500***	2.8476***	-0.0479
Dummy NEA	2.3750***	1.0304***	1.6271**
Dummy Cuyo	-2.2383***	1.5833***	-4.4068***
Dummy Pampa	-0.0177	-0.0375	-0.1997
Dummy Patagonia	-6.5037***	-0.7417***	-7.5397***
Cantidad niños	0.8402***	0.3130***	0.7129***
Observaciones	117587	103078	117587
R cuadrado	0,13	0,0154	0,1346

Errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

Casi todas las variables explicativas empleadas resultan significativas al 99% de confianza, aunque los coeficientes de determinación son bajos, lo que indica que la mayor parte de la variabilidad de ingresos no está explicada por los regresores utilizados.

El primer hallazgo relevante es el hecho de que la variabilidad de ingresos es considerablemente mayor en mujeres que en hombres: el coeficiente estimado asociado a la *dummy* correspondiente es de 25 puntos, equivalente a alrededor de un tercio de la media general del período. Sin embargo, en las regresiones que usan el CVAO y el CVAR como variables respuesta encontramos un panorama distinto: el coeficiente estimado es de magnitud irrelevante en el primer caso y tiene mayor tamaño en el segundo. De esto podemos inferir que la mayor variabilidad en los ingresos de las mujeres se debe a una mayor inestabilidad ocupacional y no a mayor variabilidad salarial. Una interpretación posible de este fenómeno es la participación relativamente alta de la mujer en sectores típicamente informales y/o inestables (particularmente, el servicio doméstico), además de la mayor tasa de entrada a la inactividad observada en mujeres (Maurizio, 2011).

Los coeficientes estimados para la variable edad son negativos en el término lineal y positivos en el cuadrático, lo que indica una forma de parábola convexa. Esta alcanza su mínimo alrededor de los 42 años para el CV y el CVAR y en torno a los 40 años para el CVAO. Concluimos entonces que la variabilidad de ingresos es alta al comienzo y al final de la vida laboral activa y relativamente más baja en su etapa intermedia.

Las *dummies* educativas presentan un claro patrón de proporcionalidad inversa: cuanto mayor es el nivel educativo del individuo, menor variabilidad sufre su ingreso; en particular, los individuos con educación superior completa son aquellos que experimentan el menor grado de variabilidad. La descomposición señala que estos efectos son similares para el CVAR pero considerablemente menores para el CVAO. De este modo, podemos afirmar que la educación elevada reduce sensiblemente la magnitud de los cambios de origen ocupacional pero no tanto así la de los de origen salarial. La asociación entre nivel educativo bajo y variabilidad de ingresos, tanto ocupacional como salarial, plausiblemente esté relacionada con

el hecho de que los individuos con menor nivel educativo son los que se insertan más frecuentemente en puestos informales.

Las *dummies* regionales ofrecen un panorama variado. La región pampeana no resulta significativamente diferente de la categoría base; en cambio, sí encontramos evidencia de mayor variabilidad de ingresos en NOA y NEA, y de menor variabilidad en Cuyo y Patagonia (esta última con coeficientes estimados considerablemente mayores en valor absoluto).

Estos resultados están en sintonía con los reportados por Beccaria y Groisman (2006), tanto en términos de los signos de los coeficientes estimados como de sus magnitudes relativas. Cabe señalar que los autores encontraron muchos casos de estimaciones no significativas, un problema que casi no existe en nuestro ejercicio, factiblemente debido a que el tamaño de la muestra empleada aquí es sensiblemente mayor, merced a la mayor cobertura actual de la EPH y al hecho de que hemos optado por no subdividir la ventana temporal.

Este análisis puede reproducirse para los coeficientes de variación de los ingresos de los hogares. Aquí la unidad de observación será el hogar y las variables explicativas capturan las características del jefe del hogar. Presentamos los resultados correspondientes en el Cuadro 5.

Nuevamente encontramos una mayoría de estimaciones estadísticamente significativas con 99% de confianza, aunque algunos signos y magnitudes presentan cambios relevantes.

Las *dummies* asociadas a jefe de hogar de sexo femenino presentan signo positivo en los tres casos pero el tamaño del coeficiente estimado es notablemente menor al obtenido en las regresiones para individuos. Los hogares cuyo jefe es mujer experimentan una mayor variabilidad de ingresos que aquellos con jefe masculino, debido tanto a mayores cambios ocupacionales como salariales, pero la magnitud de esta diferencia no es tan grande como la hallada a nivel individual.

Las variables de edad vuelven a presentar un patrón de parábola convexa, aunque ahora los puntos mínimos estimados se encuentran en torno a los 36 años. En las *dummies* educativas encontramos nuevamente una relación inversa entre nivel educativo y movilidad de ingresos, aunque con coeficientes estimados más pequeños que los registrados previamente.

te. Aquí es interesante señalar que no hay diferencia relevante de tamaño entre los coeficientes estimados para el CVAO y los estimados para las otras variables dependientes.

Cuadro 5. Resultados del análisis de regresión de ingresos de los hogares

Variable	CV	CV AO	CV AR
Dummy mujer	10.8293***	10.0797***	11.4490***
Edad	-1.7423***	-2.2822***	-1.5797***
Edad^2	0.0239***	0.0286***	0.0231***
Dummy educación HPI	11.8150***	9.2614***	11.4328***
Dummy educación PC	6.5646***	4.8206***	6.5531***
Dummy educación SI	5.3460***	3.9887***	5.0898***
Dummy educación TI	-0.5819	-0.5638	-1.6687**
Dummy educación TC	-6.4785***	-5.0026***	-9.2804***
Dummy NOA	0.3768	0.4982	-0.9231
Dummy NEA	3.0389***	4.9845***	4.9099***
Dummy Cuyo	-1.3042**	-0.5780	-2.7962***
Dummy Pampa	2.2444***	2.9019***	1.9926***
Dummy Patagonia	-0.7982	0.6174	-1.8012***
Cantidad niños	-0.4978***	-0.8500***	-0.2452*
Observaciones	70634	71718	71714
R cuadrado	0,1149	0,1035	0,1126

Errores estándar robustos, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

Las *dummies* regionales presentan un cuadro diferente al de las regresiones individuales. Tanto NOA como Patagonia presentan ahora coeficientes no significativos, mientras que Pampa exhibe coeficientes positivos y significativos. De todos modos, las magnitudes de estas estimaciones siguen siendo pequeña en términos generales.

Las conclusiones son, en términos cualitativos, similares a las que se obtienen en el análisis de la variabilidad de los ingresos individuales, aunque aquí la influencia de casi todas las variables explicativas se reduce en tamaño. El hecho de que las características demográficas del jefe del hogar no tengan un impacto tan grande sobre la variabilidad de ingresos del hogar en conjunto sugiere que un porcentaje relevante de este ingreso total proviene de otros miembros, de modo que las características negativas del

jefe podrían ser compensadas por las características positivas de los demás miembros y viceversa.

VII. Convergencia de ingresos

Como explicamos anteriormente, el argumento más fuerte a favor de la movilidad de ingresos es su potencial rol en la reducción de desigualdades intertemporales. Una sociedad con elevada movilidad sería aquella donde el peso de las desigualdades iniciales se diluye en el tiempo, mientras que una sociedad poco móvil sería aquella donde estas permanecen relativamente inalteradas. Sin embargo, no es posible afirmar que la movilidad siempre reduzca la desigualdad intertemporal de los ingresos; un alto grado de movilidad es *a priori* compatible con un aumento en el coeficiente de Gini u otras medidas habituales de desigualdad.

Desde esta perspectiva, el coeficiente de variación puede no ser la medida de movilidad más adecuada, ya que este agrega todos los cambios en ingresos individuales, independientemente de si estos aumentan o reducen el nivel observado de desigualdad. En esta sección, apuntamos a cuantificar el proceso de movilidad en términos de su contribución a la reducción de desigualdades iniciales en los niveles de ingreso. Para ello, es preciso introducir la noción de convergencia en ingresos individuales y una medida empírica acorde a ella.

Decimos que existe convergencia en los ingresos individuales si los individuos que parten de ingresos iniciales elevados experimentan un crecimiento en su ingreso menor que aquellos que comienzan con ingresos más bajos. Una medida habitual de este tipo de movilidad es la pendiente de una regresión que relaciona el ingreso real final con el ingreso real inicial del siguiente modo:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + x_{it} \gamma + u_{it} \quad (5)$$

En esta expresión, y_{it} representa el logaritmo del ingreso laboral real e y_{it-1} su rezago. Al expresar las variables relevantes en logaritmos, el coeficiente de interés β es interpretado como la elasticidad del ingreso final respecto del inicial. Por lo general, esta elasticidad toma valores entre cero y uno. Valores cercanos a uno indican que, si bien es posible que exista

movilidad en términos de cambios en los ingresos individuales, estos no ejercen un efecto relevante sobre la forma de la distribución ya que los individuos con ingresos iniciales altos también presentan ingresos finales elevados. En cambio, valores cercanos a cero sugieren que existe independencia del origen, en el sentido de que las condiciones iniciales tienen una débil incidencia sobre los resultados finales. El vector x_{it} contiene variables de control que pueden variar en el tiempo o no.

La independencia del origen es un tipo particular de movilidad: un elevado grado de independencia del origen indica que existe suficiente movilidad en la sociedad como para que individuos con ingresos iniciales bajos puedan acceder a ingresos finales altos con similares probabilidades a los de los individuos con ingresos iniciales altos.

El coeficiente β es una medida estándar de movilidad de uso frecuente en la literatura. En particular, Benabou y Ok (2001) argumentan a favor de su uso a partir de un modelo de distribución intertemporal del ingreso donde la movilidad es vista como positiva solo en la medida en que equivale a una redistribución progresiva del ingreso. En Argentina, diversos trabajos han calculado esta elasticidad utilizando datos provenientes de la EPH, la mayoría de ellos recurriendo a pseudo-paneles. Beccaria y Groisman presentan resultados para la década de los 90 tanto a partir de paneles como de pseudo-paneles. Navarro (2010) realiza estimaciones a partir de pseudo-paneles para 1985-2010 y Cuesta, Ñopo y Pizzolitto (2011) aplican esta misma metodología para 1992-2003.

A continuación, presentamos nuestros resultados para 2003-2013, estimando la ecuación de interés a partir del *pool* de paneles 2003-2013. Dado que no contamos con variables de control que varíen en el tiempo, optamos por estimar el modelo mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios utilizando la última observación de ingreso de cada individuo como variable dependiente y la primera como variable independiente. Este procedimiento puede aplicarse sobre todos los individuos que presentan ingresos en al menos dos períodos; alternatively, es posible restringir la muestra a aquellos que presenten ingresos en las 4 observaciones. Si bien esta consideración no afecta sensiblemente a los resultados, ambos son presentados en el Cuadro 6.

Cuadro 6. Resultados del análisis de regresión de convergencia en los ingresos individuales

	4 observaciones		Al menos 2 observaciones	
Beta	0.8396*** (0.0027)	0.7869*** (0.0032)	0.8375*** (0.0024)	0.7883*** (0.0028)
Controles	No	Sí	No	Sí
Observaciones	67374	67374	89316	89316
R cuadrado	0,7074	0,716	0,7109	0,7185

Errores estándar robustos, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

Las variables de control incluidas son las mismas que en las regresiones anteriores. Como se ve, la inclusión de controles produce una reducción en el coeficiente beta estimado. Esto ha sido notado previamente en la literatura y es por eso que se suele hablar de “convergencia condicional” cuando la estimación incluye variables de control y de “convergencia incondicional” cuando estas no son utilizadas.

Nuestros resultados señalan la existencia de cierto grado de convergencia incondicional y de un grado aun mayor de convergencia condicional. Todas las estimaciones son significativas al 99% de confianza y los coeficientes de determinación están por encima de 0,7, lo que indica que buena parte de la variabilidad en los ingresos finales es explicada por los ingresos iniciales (la inclusión de controles naturalmente mejora el ajuste pero no en una proporción importante). Sin embargo, la estimación de beta sin controles realizada por Beccaria y Groisman arroja un resultado de 0,74, inferior al obtenido aquí. Esto sugiere que encontramos evidencia de que la convergencia en los 2000 se da a un ritmo ligeramente menor que en la década anterior. Nuestros resultados son similares a los presentados por Cuesta, Ñopo y Pizzolitto (2011), aunque Navarro (2010) obtiene valores menores.

VIII. Conclusiones

El presente trabajo apunta a proveer un punto de partida en el análisis de la dinámica de ingresos a partir de datos de panel en Argentina en la

década de los 2000. Los importantes cambios de régimen macroeconómico que nuestro país atravesó en las últimas dos décadas invitan a indagar en las consecuencias que estos tuvieron sobre los ingresos de individuos y hogares, tarea que puede ser llevada adelante utilizando las bases de datos provistas por la EPH.

Presentamos aquí evidencia de un aumento en la variabilidad de ingresos individuales en los 2000 con respecto a los 90, a partir de un indicador sencillo como el coeficiente de variación. A continuación, mostramos que esta mayor movilidad responde tanto a una mayor dinámica salarial como a una mayor dinámica ocupacional. Estos hallazgos deben ser revalidados en futuros trabajos mediante el cálculo de otros indicadores alternativos o bien mediante la aplicación de metodologías más sofisticadas.

Este aumento en la movilidad puede ser atribuido tanto a diferencias de régimen macroeconómico como a efectos de las políticas sociales y laborales aplicadas en la última década. Sin embargo, la relativa insensibilidad del CV a la evolución del ciclo económico provee respaldo a la segunda hipótesis. También es posible que la crisis del 2001-2002 haya producido un salto abrupto en el nivel de variabilidad de ingresos y el proceso de reducción posterior responda a una reversión a valores históricos. Futuros avances en el campo deberían permitir echar luz sobre estas posibilidades.

Por otra parte, constatamos que la dinámica de ingresos individuales está asociada a determinadas características demográficas de los individuos. En particular, las mujeres y los individuos con nivel educativo bajo experimentan mayor movilidad. Asimismo, encontramos que la movilidad es elevada al comienzo y al final de la vida laboral activa pero se reduce en la etapa intermedia de la misma. Estos hallazgos están en sintonía con otros similares presentados previamente en la literatura.

Algo similar ocurre cuando se analiza la movilidad de ingresos utilizando como unidad receptora al hogar en lugar del individuo. Nuevamente aquí encontramos un nivel de variabilidad mayor en el período 2003-2013 respecto a lo observado en los noventa. Las características individuales de los jefes del hogar resultan explicativas de este nivel de variabilidad aunque en menor medida en relación a lo que ocurre cuando se trabaja con datos individuales.

La variabilidad de los ingresos del hogar es sustancialmente menor a la de los ingresos individuales, un hallazgo que también es habitual en la literatura. Resulta claro que al menos parte de esta diferencia puede ser atribuida a un proceso de asignación del tiempo de trabajo dentro del hogar, que permite que los miembros inactivos salgan al mercado laboral cuando se reduce el ingreso total del hogar y viceversa. Este mecanismo de compensación forma parte de las estrategias que los hogares utilizan para mitigar la inestabilidad de ingresos ocasionada por fluctuaciones macroeconómicas o *shocks* negativos.

La corta ventana de observación que ofrece la EPH (18 meses) hace que estos resultados sean susceptibles de diversas interpretaciones. Por un lado, es posible interpretar la movilidad como una medida de la inestabilidad de los ingresos en el corto plazo, lo que implicaría un costo social si los agentes son adversos al riesgo. Sin embargo, presentamos en este trabajo evidencia de cierto grado de convergencia de ingresos individuales. Esto implica que el proceso de movilidad de ingresos analizado contribuye a reducir el grado de desigualdad en la distribución ya que los individuos con mayores ingresos iniciales observan un menor crecimiento en sus ingresos que aquellos con ingresos iniciales más bajos. Este hallazgo sugiere que, a pesar del potencial costo social asociado a las fluctuaciones de ingresos, la movilidad de ingresos cumple, en parte al menos, con un papel igualador que suele recibir una valoración positiva en términos normativos.

La evidencia de convergencia contribuye al complejo debate sobre la relación entre la movilidad absoluta y la movilidad de orden en general, y en Argentina en particular. El hecho de que un nivel alto (aunque en caída) de variabilidad de los ingresos individuales coexista con una reducción en el coeficiente de Gini sugiere que esta relación tiene relevancia empírica. En próximos trabajos, esperamos contribuir a profundizar la comprensión de este vínculo y sus implicancias.

Referencias

- Beccaria, L., & Groisman, F. (2006). "Movilidad de ingresos y desigualdad en la Argentina" en L. Beccaria, & F. Groisman, *Argentina desigual*, Buenos Aires, pp. 39-92.
- Benabou, R., & Ok, E. (2001). "Mobility as progressivity: Ranking income processes according to equality of opportunity" en *NBER Working Paper Series*.
- Cuesta, J., & Ñopo, H. P. (2011). "Using pseudo-panels to measure income mobility in Latin America" en *IZA Discussion Paper Series*.
- Damill, M., Fenkel, R., & Rapetti, M. (2015). "Macroeconomic Policy in Argentina During 2002–2013" en *Comparative Economic Studies*, Vol. 57, Nro. 3, pp. 369-400.
- Damill, M., Frenkel, R., & Maurizio, R. (2003). "Políticas macroeconómicas y vulnerabilidad social. La Argentina en los años noventa" en *Serie Financiamiento del desarrollo*, Nro. 135.
- Fields, G. (2005). "The many facets of income mobility" en *Mimeo*.
- Fields, G., & Ok, E. (1999). "Measuring Movement of Incomes" en *Economica*, pp. 455-471.
- Fields, G., & Sánchez Puerta, M. L. (2010). "Earnings mobility in times of growth and decline: Argentina from 1996 to 2003" en *World Development*, pp. 870-880.
- Gottschalk, P., & Spolaore, E. (2002). "On the evaluation of economic mobility" en *Review of Economic Studies*, pp. 191-208.
- Heymann, D. (2001). "Políticas de reforma y comportamiento macroeconómico" en D. Heymann, & B. Kosacoff, *Desempeño económico en un contexto de reformas*. Buenos Aires: Eudeba-CEPAL.
- Jantti, M., & Jenkins, S. (2013). *Income mobility*. Institute for Social and Economic Research.
- Maurizio, R. (2011). *Inestabilidad en el mercado de trabajo. Un análisis dinámico para Argentina*. La Plata: Editorial de la Universidad de La Plata.
- Navarro, A. (2010). "Estimating long term earnings mobility with pseudo-panel data" en *Revista de Análisis Económico*, pp. 65-90.
- Shorrocks, A. (1978). "Income Inequality and Income Mobility" en *Journal of Economic Theory*, pp. 376-393.
-